

集中度と利潤率の相関*

——1956年～1983年——

矢 根 真 二

- I. 開 題
- II. 分析の方法
- III. 計測結果
- IV. 結 論

I. 開 題

Bain [2] が「集中—利潤仮説」の実証を行って以来、産業組織論は多様な展開を遂げつつある。植草 [13] によれば、アメリカにおける「第一期研究」とは Bain の提起した問題をめぐって集中度と利潤率との関係のみを扱った研究であり、いわば「集中度—利潤率仮説」の実証分析が蓄積された時期である。1966年以降の「第二期研究」になると、集中度以外の市場構造要因が説明変数として含められるようになり、電算機の普及も手伝ってか、重回帰分析が定着したのである。今日では、規模の経済性や必要資本量、製品差別および参入障壁、さらに需要の成長率や輸出入比率等が考慮されるのが慣例となっており、「市場構造—利潤率」仮説とでも呼ぶべき段階であろう。

あるいは別の観点からみれば、今日は「第三期研究」の時代とみなしうるかもしれない。第一の観点は、上述したいわゆるハーバード流の観点である。

* 本研究は、文部省による1985年度科学研究費補助金（奨励研究A）に支援された研究の一部である。ここに記して感謝の意を表したい。

すなわち伝統的な「市場構造—市場行動—市場成果」(以下 SCP と略す) パラダイムに立脚した発展であり、利潤率以外の市場成果の分析が多く展開されるようになったことに着目するものである。こうした観点に立てば、SCP パラダイムは技術進歩等の豊かな実証分析を伴いつつ順調に発展していると言えよう。しかし SCP パラダイムへの批判という第二の観点から眺めれば、「第三期研究」とは産業組織論の曲がり角として捉えられることになるろう。近年のシカゴやオーストリア学派からの批判の高まりがそれである。¹⁾ 高集中や製品差別が必ずしも効率性を低下させないということになれば、伝統的な価格理論に立脚する産業組織論は理論的にも実証的にも再武装せねばならないだろう。

本稿の分析は「第一期研究」に属するが、すでにわが国でもこの種の研究はかなり蓄積されており、植草 [13] や篠原・武蔵 [12] 等の詳細なサーヴェイも存在する。しかしこのレベルにおいてさえ、1950年代後半の有意な相関関係は見いだされていない。よって今日においても「集中度—利潤率仮説」を吟味することは無意味ではなかろう。また、産業組織論が伝統的かつ静態的な価格理論に基礎を置く SCP パラダイムに立脚する以上、「集中—利潤仮説」は理論的にも現実的にも重要な含意を有すると言わねばならない。すなわち、「集中—利潤仮説」は厚生経済学の最も重要な定理の裏返しであり、集中度は構造変数の中でも最もポピュラーでかつ比較的的操作容易な変数なのである。換言すれば SCP パラダイムの中核たるシンボルであるからこそ、「集中—利潤仮説」はハーヴァード流のアプローチに対する賛否の分岐点として注目されるのである。したがって、産業組織論が多くの批判にさらされている今日こそ、その基盤となる「集中—利潤仮説」を吟味する意義は大きいと考えられるのである。

本稿の分析目的は、集中度と利潤率の相関関係が長期にわたって安定的に

1) 両学派共に数多くの文献があるが、例えば Baumol・Panzar・Willing の Contestable Markets and the Theory of Industry Structure (Harcourt Brace Jovanovich, 1982) および越後和典『競争と独占』(ミネルヴァ書房, 1985年)を参照されたい。

存在するかどうかを吟味することである。すなわち、「集中—利潤仮説」が、1950年代後半を含めて、同一サンプルで異なる時期にも安定的に妥当するかどうかを検討するのである。異なるサンプルで異なる方法を用いて異なる時期で仮説が検証されたとしても、必ずしも安定的な仮説成立の十分な証拠とはいえない。²⁾ なぜならサンプル数が少ない場合には、分析結果が産業選択の相違に依存しやすく、バイアスの生ずる可能性を排除しえないからである。ゆえに本稿では、長期間にわたる同一サンプルに基づく分析を行う一方、拡大サンプルを用いて近年の分析を行うことにより、この問題に対処する。さらにこれに付随して、集中度指標による相違がその関係にいかなる影響を及ぼすかという従来あまり明確でなかった点にも言及する。

II. 分析の方法

まずデータとサンプルの選択について説明し、次に本稿で用いられる指標と従来の分析との関係を論じる。

集中度指標は、公取の『主要産業における累積生産集中度とハーフィンダール指数の推移（昭和56—57年、および35—47年版）』および『独占禁止懇話会資料集IV』（1974年）と妹尾明編『現代日本の産業集中』（日本経済新聞社、1983年）より、1956年から1982年までの上位3・5・10社集中度およびハーフィンダール指数（以下C3、C5、C10およびCHと略する）の5カ年毎の期間平均を求めた。したがって、1981年以降は1981年と1982年の2カ年の平均値である。上位4・8社集中度（以下C4、C8と略する）についても、1961年以降のデータを用いて同様に処理した。

利潤率指標は、通産省の『工業統計表』および『戦後の工業統計表』に掲載されている製造品出荷額（ S ）・付加価値額（ V ）・現金給与総額（ W ）・有形固定資産額年初現在高（ F ）より、利潤—出荷額比率（ PS ）と利潤—有形

2) Brozen [4] によれば、Bain や Mann の研究は一時的な不均衡現象を捉えたものにすぎず、データ自体にもバイアスを含んでいる。また脚注1) の文献とは異なった観点から仮説をめぐる問題を整理したものとして、新庄 [10] および武蔵 [11] がある。

固定資産比率 (PF) を次のように定義し、期間平均値を求めた。

$$PS = (V - W) / S \quad \dots\dots(1)$$

$$PF = (V - W) / F \quad \dots\dots(2)$$

ただし、 $S \cdot V \cdot W$ は 4 人以上の事業所データーであり、 F は 10 人以上の事業所のデーターである。前者については、全事業所データーを用いると、1962 年以前のデーターが少なくなるために採用しなかった。しかし各データーで計算した 1971 年以降の二種の PS の相関係数はいずれの期間も 0.99 以上であるので、分析結果に大差はないと考えられる。後者は 1962 年以降のデーターであるため、 PF の 1961 年以前の期間平均値を得ることができなかった。

公取データーと通産データーは産業分類が異なるため、サンプルの選択にあたっては楠田・池 [8] の付表を参照した。まず対応が示されている 158 産業のうち、1 対 1 に対応させてある 103 産業を抽出し、1971 年以降の 5 カ年毎の期間平均値を用いる 100 産業を選択した。さらにこのうち 1956 年を分析開始年次としうる 40 産業をサブ・サンプルとして選択した。

Bain [3] の言う「集中—利潤仮説」とは、他の事情に等しきかぎり、高集中産業ほど売上高超過利潤率 (PR) が高まり、資源配分効率を低下させるというものである。ただ経済学上の利潤 (E) は会計上の利潤 (A) から投下資本に対する利子費用 ($i \cdot K$) を控除したものであるから、実証分析の段階では自己資本利潤率 (PE) を用いるのが適当である。わが国の初期の研究でも、自己資本もしくは総資本利潤率が用いられたが、少なくとも計測結果としては後者のフィットの方が良いようである。しかし近年では四桁産業のデーターを容易に入手しうることから、各種のプライス・コスト・マージン率 (PCM) を用いた研究が増加しつつある。植草 [14] はこの方法を支援する理由として、Collins・Preston [5] の業績の他に、資本利潤率の測定自体の問題とわが国の実証分析結果の同一性³⁾を指摘している。Cowling・

3) その根拠の一つとして井口 [7] の研究が挙げられている。分析期間は 1968—1972 年であり、全産業サンプルで 35 産業である。資本純利潤率と売上粗利潤率の双方とも C

Waterson [6] の製品差別や参入問題を捨象したシンプルなモデルは、他企業の反応を無視すれば、集中度（ハーフィンダール指数）が高いほど、また需要の価格弾力性が低いほど、産業の PCM が高まることを示している。これは財の性格によって区分したうえで計測を行う研究の妥当性を示唆するものであり、特に本稿のように単純な相関のみを考察する場合には重要であろう。実際の PCM の算出方法は新庄 [9]、馬場・他 [1]、植草 [14] で異なっており、本稿の PS は植草と同じようであるから一種の PCM であると考えられる。また篠原・武蔵 [12] は、 PF の分母に在庫を加えたものを粗利潤率と呼んでいる。したがって、売上高を Y 、資本回転率の逆数を k と置き、 $A/Y=PS$ 、 $A/K=PF$ とみなしうるとすれば（ゆえに $k=F/S$ ）、Bain 流の定義式 (3)・(4) 式を本稿で計算した値を用いた (6)・(7) 式の形に換言できよう。

$$PR=E/Y=(A-i * K)/Y \quad \dots\dots(3)$$

$$PE=E/K=(A/K)-i \quad \dots\dots(4)$$

$$PR=PE * k \quad \dots\dots(5)$$

$$PR=PS-i * k \quad \dots\dots(6)$$

$$PE=PF-i \quad \dots\dots(7)$$

$$PR=(PF-i) * k \quad \dots\dots(8)$$

よって「集中一利潤仮説」は集中度が高いほど PR が高いことであると定義しうるから、危険収益控除後の利子率 (i) と k が産業間で大きく異ならないかぎり、 PS と PF は PR の代理変数として有効である。ところが実際には Bain も指摘したように、集中度指標と k との間には正の相関が見いだされることが多く、⁴⁾ 集中度と PS や PF の関係をもって直ちに仮説の妥当性を判断することは適切ではない。 k が集中度と正の相関を有するならば、たとえ PS が集中度と正の相関を持ったとしても、仮説が成立するか否かは

3 との相関は有意であるが、前者は 1% で後者は 5% である。また売上高利潤率は、自己資本利潤率とは有意な関係にない。これらは資本回転率の考慮の重要性を示すものともみなしうる。

4) Collins・Preston [5]、新庄 [9] および植草 [4] を参照のこと。

その影響力の強度に依存する。すなわち、集中度指標と PS の正の相関は、仮説成立のための必要条件にすぎない。逆にこの条件のもとでは、集中度指標と PF の正の相関は仮説成立の十分条件であることに留意しておかねばならない。こうした観点から本稿は、双方の指標を用いて仮説の検討を行うのである。

最後に分析結果を制約する条件を整理しておこう。まずデータおよびサンプルの選択に関わる問題がある。公取の調査品目は比較的高集中産業が多いため、Brozen [4] が強調するようなバイアスの存在を排除しえない。また医薬品等のような政府規制の存在によって、低集中にもかかわらず高利潤を得る産業が含まれている。さらに産業分類の異なる公取と通産データを対応させることには、かわ製はきもの全体と紳士用革靴あるいは時計製造業と腕時計のように、かなりの無理が生じる。したがってある産業は除外すべきかもしれないが、1971年以降の100産業の出荷額合計が工業全体に占めるシェアはたかだか26%にすぎず、そのうえ恣意的でない明確な基準を作るとも困難なので、一切そのような作業は行わなかった。次に均衡利潤率の把握に関する問題がある。均衡利潤率など現存しないという批判はさておいても、景気循環を基準として計測期間を選択すべきであるかもしれない。しかしの本稿の一つの目的が1950年代後半の吟味にあるので、従来の分析との比較のためにも、今回は5カ年平均を用いることにした。また両変数間のタイム・ラグを考慮することも必要であるかもしれない。不均衡要素としての需要の成長率については、本稿の目的と理論的整合性の問題を考えて導入しなかった。第3点としては本稿で用いる利潤率指標の問題がある。 PS の分子には在庫が含まれるために、馬場・他 [1] のような形にすべきであったかもしれない。特に PF については、分母が有形固定資産だけであるので、 A/K の代理変数としては問題があることを否定しえない。よって新庄 [9] も指摘するように、物的投下資本当りの利潤率はむしろ参考資料としてみなすべきであるかもしれない。その場合本稿は、上述した必要条件のみを分析していると解されるべきである。さらに財分類に関しては、植草 [13] を参

照したが、最終用途や製品差別等に関わる客観的な数字を用いて基準を明確にする努力が払われるべきかもしれない。なぜなら、その財分類によって結果が左右されるような小サンプルの場合には、これは極めて重要な意味を有するからである。なおサンプルの対応表と財の分類については、〔付表〕の一覧表を参照されたい。

Ⅲ. 計測結果

分析期間は1956年から1983年であり、これを次のような計測期間に区分した。

期間Ⅰ：1956年～1960年

期間Ⅱ：1961年～1965年

期間Ⅲ：1966年～1970年

期間Ⅳ：1971年～1975年

期間Ⅴ：1976年～1980年

期間Ⅵ：1981年～1983年

PS, *PF* および各種の集中度指標は、すべて期間平均値である。第Ⅳ期以降の100産業は、76の生産財産業と24の消費財産業に区分される。全期間を通じて計測しうる40産業は、30の生産財産業と10の消費財産業に区分される。各々のサンプルについて、*PS* および *PF* と各集中度指標との相関係数を計算した。以下では、まず第Ⅳ期以降の大きいサンプルの計測結果について述べ、次に全期間にわたる小さなサンプルの結果を説明し、最後に双方の分析から導かれる含意を要約する。

(1) 拡大サンプルの計測結果

PS と集中度指標との相関は、〔表1〕に示されている生産財産業においてのみ有意であり、対数値よりも自然値のほうがフィットが良い。全産業と消費財産業では、自然値および対数値とも有意な結果を得ることはできなかった。⁵⁾〔表1〕によると、集中度指標のなかでも *CH* が最もフィットが良く、

上位企業数の少ない集中度ほどこれに次ぐようにみえる。期間別にみれば、近年になるほどフィットが悪くなりつつあることがわかる。

PF については、全産業および生産財産業で有意な相関があり、後者よりも前者、自然値よりも対数値のほうがフィットが良かった。集中度指標のなかでは、*C10* が最も良く、*PS* とは反対の傾向を示している。全産業では *PS* と同様に近年になるほどフィットは悪化するようである。ただ〔表2〕・〔表3〕に示されているように、篠原・武蔵〔12〕と同様な負の相関が現れており、1960年代を重回帰で分析した新庄〔9〕の結果とは異なっている。⁶⁾

したがって生産財産業においては、少なくとも集中度指標として *CH* を採用するかぎり、仮説の成立する余地はありそうにみえる。製品差別が主要な戦略となる消費財産業ではなく、生産財産業において *PS* とハーフィンダール指数が正の相関を有するというのは、Cowling・Waterson〔6〕のモデルの含意と一致する。

PF については指標自体の問題を無視することができないことを物語っているのかもしれない。しかし前章で指摘したように、たとえ *PF* と *CH* が無相関であっても、*k* と *CH* が緩やかな相関関係にあれば、依然として仮説が成立することに留意する必要があるだろう。実際、*k* と集中度指標の相関は、*C4*・*C5*・*C8*・*C10* についてはこの期間のすべてにわたり確認されるが、*CH* は第Ⅳ期のみ有意にすぎない。一方、*PF* と *C10* に見いだされる負の相関が *k* と *C10* の強い相関によって相殺されるという希望は、*PS* と *C10* の関係によりあまり期待できそうにないことも明白である。

このように本稿の分析結果は、従来言及されてきた以上に、利潤率指標との相関関係が集中度指標の選び方に依存することを示している。ただし企業

5) 1970年代前半の植草〔14〕の分析では、*PS* と *C4* が全産業 (64) で10%、生産財 (43) で5%、消費財では有意でないという結果が得られている。

6) 粗利潤—有形固定資産比率を単位当たり資本費、需要の成長率、*C3* およびダミーで回帰し (全43産業)、1960年には *C3* の偏回帰係数が有意であることが報告されている。ただし、粗利潤の定義は本稿とやや異なる。また1970年代に入ると、有意性は急速に低下し、失われる。

数が多い集中度指標において、不正確なサンプルを除外すれば結果は異なるかもしれない。⁷⁾

第1表 生産財産業の対P S相関係数表（自然値，76産業）

	C 3	C 4	C 5	C 8	C 1 0	C H
IV	0.315***	0.273**	0.248**	0.188	0.164	0.377***
	2.854	2.442	2.198	1.646	1.430	3.504
V	0.235**	0.184	0.151	0.092	0.076	0.271**
	2.077	1.607	1.311	0.796	0.651	2.425
VI	0.223*	0.183	0.150	0.106	0.089	0.241**
	1.971	1.604	1.308	0.917	0.770	2.133

《注》 1) 上段は相関係数，下段はt値である。

2) ***は1%，**は5%，*は10%の水準で有意であることを示す。

第2表 全産業の対P F相関係数表（対数値，100産業）

	C 3	C 4	C 5	C 8	C 1 0	C H
IV	-0.164	-0.185*	-0.197**	-0.220**	-0.236**	-0.159
	1.650	1.863	1.986	2.233	2.404	1.597
V	-0.118	-0.146	-0.170*	-0.197**	-0.219**	-0.133
	1.172	1.466	1.705	1.985	2.220	1.329
VI	-0.092	-0.123	-0.150	-0.183*	-0.209**	-0.116
	0.918	1.231	1.507	1.847	2.119	1.154

《注》 1) 〔表1〕に同じ。

第3表 生産財産業の対P F相関係数表（対数値，76産業）

	C 3	C 4	C 5	C 8	C 1 0	C H
IV	-0.096	-0.130	-0.150	-0.181	-0.194*	-0.098
	0.828	1.128	1.308	1.588	1.703	0.849
V	-0.122	-0.152	-0.181	-0.198*	-0.205*	-0.131
	1.059	1.326	1.581	1.739	1.799	1.140
VI	-0.086	-0.116	-0.145	-0.171	-0.182	-0.102
	0.743	1.005	1.262	1.492	1.595	0.880

《注》 1) 〔表1〕に同じ。

7) 本稿では、C 3の値が100であればC 4以降の集中度指標の値も100として計算している。このような集中度指標を用いざるをえない産業を除けば、C 3とC10の相関はより高くなると予想される。

(2) 全期間の計測結果

全産業および生産財産業における PS と集中度指標の相関は、〔表4〕および〔表5〕に示されている。(1)と同様、対数値より自然値、 CH に次いで企業数の少ない集中度指標ほどフィットが良く、近年になるにつれフィットが悪化するようである。こうした結果は、植草 [14] の第Ⅱ・Ⅲ・Ⅳ期における $C4$ との単純相関の結果とほぼ符合している。注目すべきは、問題の第Ⅰ期においては、極めて強い正の相関が存在することである。いずれの産業においても、すべての集中度指標が少なくとも1%水準で有意である。またサンプル数が過少な消費財産業では、 $C10$ が第Ⅴ・Ⅵ期だけではあるが、10%水準で負の相関を示した。

全産業における PF と集中度指標の相関については、第Ⅰ期のデータは利用できないが、〔表6〕に示されるように(1)とほぼ同様な結果を得た。生産財産業では第Ⅱ期の $C3$ と CH のみが10%水準で正の相関があり、(1)で言及した新庄 [9] の分析結果に対応している。消費財産業についてみると、自然値で $C10$ が第ⅤおよびⅥ期に10%水準で負の相関を有するにすぎない。

なお少しでもサンプル数を増やしてこれらの結果を吟味するために、〔付表〕に示されているような第Ⅱ期以降のデータが使用しうる48産業（うち生産財は37産業）について同様な分析を試みたが、結果に大差は生じなかった。⁸⁾

したがって1950年代後半に関しては、サンプル数が少ないという制約があるものの、従来の研究から予想される結果とは異なり、集中度指標と PS との間に極めて強い相関があることに着目しなければならない。⁹⁾ ただし、当時の分析では A/K のような形で利潤率が計算されていることに注意する必

8) 詳しく言えば、〔表4〕では第Ⅲ期の $C5 \cdot C8 \cdot C10$ が有意でなくなり、〔表6〕では第Ⅳ・Ⅴ期に $C4 \cdot C5 \cdot CH$ が新たに有意になり、第Ⅵ期には全集中度指標が有意になった。〔表5〕については有意水準が悪化することもなく、その他についても本文中で説明されたのと同じ結果である。

9) 小宮、新飯田、小林らの研究では、自己資本もしくは使用総資本利潤率と $C5$ もしくは $C3$ との順位ないし単純相関係数は有意ではなかった。サンプル数は18から46産業であり、当時の分析との比較でいえば本稿のサンプル数は決して過少ではない。

要がある。前章で指摘したように、 k を導入した重回帰分析では A/Y が A/K と実証的には同じような結果をもたらすとしても、本稿のような相関分析では集中度指標と k との相関を無視することはできないのである。こうした分析結果の相違は、集中度指標と k との間に正の相関があることに起因すると考えるべきであろう。そうすれば、その関係が集中度指標と PS との

第4表 全産業の対 PS 相関係数表 (自然値, 40産業)

	C 3	C 4	C 5	C 8	C 10	CH
I	0.506*** 3.616		0.487*** 3.434		0.416*** 2.821	0.576*** 4.340
II	0.440*** 3.019	0.429*** 2.930	0.410*** 2.771	0.351** 2.312	0.320** 2.079	0.464*** 3.228
III	0.390** 2.613	0.368** 2.438	0.347** 2.278	0.300* 1.937	0.268* 1.714	0.406*** 2.737
IV	0.234 1.482	0.205 1.292	0.180 1.131	0.140 0.869	0.088 0.546	0.231 1.466
V	0.119 0.738	0.098 0.607	0.090 0.558	0.046 0.286	0.032 0.194	0.098 0.605
VI	0.139 0.866	0.127 0.788	0.119 0.737	0.089 0.550	0.015 0.090	0.084 0.520

《注》 1) 〔表1〕に同じ。

第5表 生産財産業の対 PS 相関係数表 (自然値, 30産業)

	C 3	C 4	C 5	C 8	C 10	CH
I	0.707*** 5.293		0.639*** 4.399		0.550*** 3.485	0.761*** 6.205
II	0.687*** 5.001	0.656*** 4.603	0.621*** 4.190	0.549*** 3.476	0.515*** 3.179	0.706*** 5.272
III	0.599*** 3.957	0.549*** 3.478	0.513*** 3.161	0.455** 2.704	0.419** 2.443	0.651*** 4.537
IV	0.404** 2.339	0.365** 2.073	0.335* 1.878	0.293 1.623	0.273 1.503	0.441** 2.599
V	0.245 1.339	0.221 1.200	0.202 1.092	0.164 0.881	0.141 0.752	0.250 1.368
VI	0.287 1.587	0.275 1.516	0.258 1.410	0.229 1.243	0.206 1.113	0.242 1.321

《注》 1) 〔表1〕に同じ。

関係を相殺するほど強いものでないかぎり、(6)式より仮説はこの時期にも妥当することになる。特に分析期間の前半の生産財産業では、このような関係があてはまるものと推測しうるだろう。

第6表 全産業の対PF相関係数表(対数値, 40産業)

	C 3	C 4	C 5	C 8	C 10	CH
II	-0.043 0.265	-0.064 0.395	-0.084 0.521	-0.155 0.967	-0.179 1.120	-0.048 0.297
III	-0.098 0.604	-0.122 0.760	-0.136 0.848	-0.199 1.252	-0.232 1.470	-0.103 0.641
IV	-0.202 1.269	-0.235 1.492	-0.260 1.657	-0.305 1.973	-0.350 2.305	-0.210 1.327
V	-0.221 1.397	-0.238 1.509	-0.259 1.651	-0.278 1.786	-0.327 2.136	-0.245 1.556
VI	-0.216 1.366	-0.239 1.514	-0.261 1.665	-0.292 1.884	-0.347 2.280	-0.256 1.634

《注》 1) [表1]に同じ。

(3) 分析の含意

集中度指標と PS の相関は、 CH ないし $C3$ のフィットが最も良く、特に生産財産業ではかなり安定的である。(1)と(2)の両方の計測期間である第IV期の結果をみれば、サンプル数が少ないとはいえ、問題の第I期においても PS と CH の相関は信頼しうるものであると考えられる。ただし時間の経過に伴い、この関係は不明確になるという傾向がある。

全産業の PF については、1970年代以降の $C10$ もしくは $C8$ との負の相関が存在する。新庄 [9] の結果とあわせて考えれば、少なくとも1960年代前半以前と1970年代以降では分析結果に相違が生ずることに留意しなければならない。しかし、企業数が多い集中度指標には問題が含まれていること、また消費財はもとより生産財産業でもその関係はさほど顕著でないことを考慮すると、 PF を A/K の代理変数とみなすこと自体にかなりの無理があると考えべきなのかもしれない。

仮に PF が代理変数とみなせるならば、集中度指標と k が適度な正の相関

を持たないかぎり、「集中—利潤仮説」の成立は保証されない。しかし PF が代理変数とみなしえないなら、集中度指標と k が強い相関を有さないかぎり、少なくとも生産財産業においては「集中—利潤仮説」が成立すると言えよう。

IV. 結 論

主たる結論は、少なくとも生産財産業においては、1956年から今日まで、プライス・コスト・マージン率と集中度は安定的に正の相関を有するということである。さらにこの関係の強度は集中度指標の選択に依存し、特にこの関係が弱まりつつある近年ではこれはいっそう明白である。この近果は、植草 [14] 等の近年の研究と矛盾するものではない。

このことが直ちに「集中—利潤仮説」の成立を意味しうるかどうかは、集中度指標と資本係数の関係、および本稿で用いられた PF が A/Y の代理変数としてみなしうるかどうかに依存する。 PF は分析期間の後半で負の相関を示すが、生産財産業では1960年代前半には正の相関を示し、新庄 [9] の結果と全く矛盾するわけではない。仮説が成立するためには、分析期間の前半では集中度と資本係数に適度な正の関係がなければならない。これは比較的妥当しそうな条件であるが、後半ではその範囲はいっそう狭まることに注意しなければならない。すでに指摘したように、 PF が代理変数として不適当ならば、仮説成立に関して本稿が言いうる条件はより緩やかなものとなる。すなわち、集中度と資本係数が強い正の相関にさえなければ良いのである。この関係は生産財産業では強いけれども、集中度指標のなかでは CH や $C3$ が比較的弱いという事実が、生産財産業における仮説成立の条件を複雑にしている。

第Ⅱ章で指摘したように、本稿の分析には幾つかの制約が課されている。特に利潤率指標に関しては、単純相関分析という方法と共に、改善する余地が多分に残されている。まず結論をより明確なものにするためにも、資本回転率の作用を明示的に考慮に入れたモデルの適用が考えられる。あるいは、通産データを用いた場合の資本利潤率の代理変数として、物的投下資本当り

の利潤率よりももっと適当な変数を工夫することが必要であろう。これらは、通産データを用いて資源配分効率への影響を吟味するためには、回避しえない問題である。

参 考 文 献

- [1] 馬場正雄・楠田義・福林良二・横倉尚「買手構造と市場成果」『経済分析』1977. 2
- [2] Bain, J. S., "Relation of Profit Rate to Industry Concentration: American Manufacturing, 1936-1940," Q. J. Econ., Aug. 1951.
- [3] ———, *Industrial Organization*, John Wily & Sons, 1968 (宮沢健一監訳『産業組織論』丸善, 1975).
- [4] Brozen, Y., "Bain's Concentration and Rates of Return Revisited," J. Law & Econ., Oct. 1971.
- [5] Collins, N. R.・Preston, L. E., "Price-Cost Margins and Industry Structure," Rev. Econ. Sta., Aug. 1969.
- [6] Cowling, K.・Waterson, M., "Price-Cost Margins and Market Structure," *Economica*, Aug. 1976.
- [7] 井口富夫「利潤一集中仮説における産業利潤率の問題点」『六甲台論集』1976. 10.
- [8] 楠田義・池俊広「製造業の価格変動要因分析」『経済分析』1979. 8.
- [9] 新庄浩二「市場構造と価格一費用マージン」『国民経済雑誌』1975. 9.
- [10] ———「利潤率一集中度分析をめぐる諸問題」『国民経済雑誌』1977. 2.
- [11] 武蔵武彦「利潤率と市場構造要因の関連分析・展望」『経済研究』1976. 12.
- [12] ———・篠原三代平『産業間利潤率格差の研究』統計研究会, 1973.
- [13] 植草 益「利潤率と市場構造諸要因」『三田学会雑誌』1970. 7.
- [14] ———『産業組織論』筑摩書房, 1982.

付表 産業の対応と財の分類

品 目 分 類	コード	性格	備考	品 目 分 類	コード	性格	備考
ハム・ソーセージ	1811	C	*	冷延広幅帯鋼	3143	I	
水産缶詰	1821	C		普通鋼熱間鋼管	3144	I	*
魚肉ハム・ソーセージ	1824	C		亜鉛めっき鋼板	3152	I	*
味噌	1841	C		鋳鉄管	3172	I	
醤油	1842	C	*	電気鋼	3211	I	*
複合化学調味料	1843	C		亜鉛	3213	I	
小麦粉	1853	C	*	アルミニウム地金	3216	I	*
砂糖	1860	C	*	鋼圧延伸線製品	3231	I	*
食パン	1871	C		電線・ケーブル	3251	I	*
ビスケット・クラッカー	1873	C	*	18リットルかん	3311	I	
ビール	1883	C	*	高压容器	3343	I	
清酒	1884	C	*	アルミサッシ	3351	I	
配合飼料	1891	I	*	ばね	3392	I	**
食用植物油脂	1911	C		ボイラー	3411	I	
生糸	2010	I	*	タービン	3412	I	*
純綿糸	2021	I	*	はん用内燃機関	3413	I	**
梳毛糸	2023	I	*	動力耕うん機	3421	I	*
綿織物	2041	I	*	トラクター	3432	I	*
梳毛織物	2043	I	*	鋳鉄製ロール	3443	I	**
漁網	2072	I		紡績機械	3451	I	
溶解パルプ	2411	I	*	織機	3452	I	*
製紙パルプ	2412	I	*	抄紙機	3463	I	**
セロファン	2491	I		印刷機械	3464	I	
一般日刊新聞紙(朝刊)	2510	C		鋳型及び鋳型定盤	3465	I	
か性ソーダ	2621	I	*	プラスチック機械	3466	I	
カルシウムカーバイド	2622	I	*	ポンプ	3471	I	
合成ゴム	2638	I		往復圧縮機	3472	I	
界面活性剤	2653	I		エレベータ	3473	I	
塗料	2654	I		変速機	3475	I	
印刷インキ	2655	I	*	エアコンディショナー	3484	I	
医薬品	2660	C	**	バルブコック	3492	I	
産業用爆薬	2691	I	*	軸受(ベアリング)	3494	I	*
石油製品	2711	I	*	充電発電機	3516	I	
コークス	2731	I		シリコン整流機	3519	I	
煉炭・豆炭	2741	I		集積回路	3573	I	
自動車タイヤ・チューブ	2811	I	*	蓄電池	3591	C	*
紳士用革靴	2941	C		筒型マンガン乾電池	3592	C	
板ガラス	3011	I	*	自転車	3631	C	
陰極線管用ガラスパルプ	3013	I		船用ディーゼル機関	3645	I	**
ガラス製飲料用容器	3014	I		フォークリフトトラック	3691	I	
ガラス繊維製品	3017	I		試験機	3718	I	**
セメント	3021	I	*	腕時計	3771	C	*
衛生陶器	3041	I		ピアノ	3921	C	
がい子・がい管	3044	I		レコード盤	3924	C	
タイル	3046	I		硬質塩化ビニル管	3961	I	
耐火レンガ	3051	I	*	塩化ビニルレザー	3963	I	
人造黒鉛電極	3061	I		プラスチック発泡製品	3966	I	
研削と石	3072	I	**	強化プラスチック製品	3967	I	
フェロアロイ	3123	I	*	マッチ	3986	C	*
冷延鋼板	3142	I	*	魔法瓶	3995	C	

- 《注》 1) 品目分類は公取により分類された品目名である。
 2) コードは『工業統計表』の産業分類番号である。
 3) 財の性格におけるCは消費財、Iは生産財であることを示す。
 4) *は分析(1)のサンプルを、**はこれに追加された第Ⅱ期以降のサンプルを示す。

(やね・しんじ/経済学部助教授/1986.4.22受理)